



# XIV CONGRESO INTERNACIONAL DE COSTOS

II Congreso Colombiano de Costos y Gestión

*Los costos y la gestión en la ruta  
de la innovación y el conocimiento!*

## PRODUÇÃO DO LEITE: A RELAÇÃO ENTRE OS FATORES DETERMINANTES DO CUSTO DE PRODUÇÃO E OS PREÇOS PAGOS AO PRODUTOR

### **Autores:**

Edilberto Batista Mendes Neto  
Universidade Federal de Uberlândia  
UFU  
edilneto@gmail.com

Marcelo Tavares  
Universidade Federal de Uberlândia  
UFU  
mtavares@ufu.br

Poliana Cristina de Oliveira Cristo-Diniz  
Instituto Federal do Triângulo Mineiro  
IFTM  
polianacristo@gmail.com

### **Área temática:**

Costos y control de gestión

### **Metodología aplicada:**

M3 – Empírica/Archival

**Medellín, Colombia, Septiembre 9, 10, 11 de 2015**

### **Convocan:**



FACULTAD DE  
CIENCIAS ECONÓMICAS  
DEPARTAMENTO DE  
CIENCIAS CONTABLES



## 1. Introdução

O Brasil ostenta um dos maiores rebanhos de bovinos do mundo e a pecuária leiteira representa uma atividade econômica de grande relevância. Segundo Bragagnolo *et al.* (2011) a atividade leiteira possui fortes implicações para a economia brasileira, assim como para a sua população. O país possui como uma de suas vantagens competitivas, o fato de dispor de grandes áreas para produção com baixo custo e clima favorável em relação à outros países.

Segundo dados da Agência Minas (2012) o país é sexto maior produtor mundial de leite. Minas Gerais é o maior produtor nacional com 8,4 bilhões de litros anuais, representando 27,3% do total produzido no Brasil (IBGE, 2012). Bragagnolo *et al.* (2011) afirmam que a produtividade brasileira de leite é baixa – 1.200 kg/vaca/ano de leite – se comparada com a dos Estados Unidos que é de 9.219 kg/vaca/ano e da Argentina que é de 4.773 kg/vaca/ano. Os autores afirmam ainda que, o custo médio de produção de leite do Brasil é um dos menores do mundo, sendo inferior até mesmo que ao dos Estados Unidos.

Apesar disso, muitos produtores rurais têm reclamado dos custos de produção nas diversas regiões do país, afirmando existirem grandes oscilações no preço do leite ofertado pela indústria e nos custos produtivos. Portanto, emerge a seguinte problemática de pesquisa: será que os componentes do custo da produção leiteira no Brasil têm impactado no preço pago pelo leite *in natura* aos pecuaristas?

A partir deste problema de pesquisa, o objetivo deste artigo será avaliar qual o impacto das oscilações dos componentes do custo de produção leiteira no valor pago pelo leite *in natura* aos pecuaristas. Os objetivos específicos deste trabalho são: realizar um levantamento dos preços pagos pelo leite *in natura* aos produtores; definir quais componentes do custo de produção serão apurados para a análise dos custos de produção de leite; correlacionar tais componentes do custo produtivo escolhido com os preços pagos aos produtores; analisar o impacto desta relação no preço do leite *in natura*.

Destaca-se a relevância do estudo em questão considerando a posição que o Brasil ocupa no cenário mundial na produção leiteira, haja vista que em termos de produtividade por vaca e por ano, ainda está muito aquém de países como a Argentina e os Estados Unidos. Além disso, uma das principais reclamações dos produtores leiteiros brasileiros são os custos produtivos envolvidos no processo produtivo do leite, apesar de estudos como o de Bragagnolo *et al.* (2011) mostrarem que o custo médio desta produção no Brasil é um dos menores do mundo.

Este artigo está dividido em 5 seções. Além desta introdução, a segunda seção contempla a revisão de literatura com a apresentação dos dados do setor leiteiro e discutindo

os conceitos e estimativa de custos; uma terceira seção indicando os procedimentos metodológicos adotados; uma quarta seção apresenta os resultados alcançados; e na última seção, as conclusões obtidas.

**Palabras-clave:** Leite in natura; Soja; Milho.

## 2. Revisão da Literatura

O Brasil é um país que possui como atividade principal, o setor primário, ou seja, o agronegócio. Por ser um setor que possui grande relevância nacional e que conta com a presença de muitos produtores, economicamente, devido, também, ao fim da intervenção do governo no setor de laticínios, é um cenário que possui mais oferta do que demanda, configurando então, um cenário “cada vez mais concorrencial, no qual a competição via preço acirra-se, tornando as margens menores para cada setor” (BREITENBACH; SOUZA, 2011, p. 77).

Segundo afirmam Bánkuti, Souza Filho e Bánkuti (2008, p. 344) “a produção de leite, assim como qualquer outra atividade econômica, está sujeita a dois tipos principais de custos: os de produção, onde estão inclusos os custos fixos e variáveis, e os chamados custos de transação”. Os custos de produção representam os custos inerentes à atividade produtiva, ao passo que os custos de transações são representados pelos custos responsáveis por fazer o sistema econômico funcionar e não são ligados diretamente ao processo produtivo (WILLIAMSON, 1996 *apud* BÁNKUTI; SOUZA FILHO; BÁNKUTI, 2008). Na análise dos custos, os variáveis serão o foco do estudo, por terem maior relevância dentre os custos de produção assim como o item alimentação, por ser o responsável pela maior parte dos custos variáveis, como afirma o estudo de Reis, Medeiros e Monteiro (2001. p.4),

os custos fixos representaram 23,55% do custo final de produção da atividade leiteira e os custos variáveis 76,45%. A maior participação dos custos fixos ficou com o fluxo de serviços de máquinas e equipamentos (5,77%) [...]. Entre os custos variáveis, os gastos com alimentação representaram 45,83% e os serviços de mão-de-obra atingiram 15,51% do custo final de produção da exploração leiteira.

O estudo aprofundado da política de custos dos fatores produtivos, foco deste artigo, segundo Bragagnolo *et al.* (2011) é inadiável e relevante, a fim de conhecer melhor as peculiaridades do setor, haja visto que esta atividade é importante para a geração de renda de muitas famílias. Segundo dados do Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE, 2006) a participação da produção familiar de leite corresponde a 55,8% do volume de leite produzido. Considerando que este setor do agronegócio é

predominantemente composto pela agricultura familiar, é relevante ressaltar que estes produtores, por serem menores, em termos de porte empresarial, são altamente sensíveis a variações nos preços dos fatores da dieta animal (GOMES; PONCHIO, 2005 *apud* BRAGAGNOLO, 2011).

Os fatores que compõem a dieta animal do gado leiteiro, em grande parte, são os farelos de soja e milho. Sendo assim, a variação no preço destes componentes da ração animal, são de grande relevância para o estudo do custo da produção leiteira. Tais informações sobre o custo de produção são de grande relevância para o processo de tomada de decisão num mercado livre imprevisível (HOFFMANN *et al.*, 1987). De posse desta informação o produtor tem condição de tomar decisões sobre o seu processo produtivo.

Tais custos produtivos desta cultura no Brasil, assim como outros dados agrícolas, são acompanhados pelo CEPEA – Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada integrada junto ao DEAS – Departamento de Economia, Administração e Sociologia da USP – Universidade de São Paulo. Esse órgão dedica-se a, entre outras atividades, elaborar indicadores de preços de produtos, insumos e de serviços. Outro órgão que está inserido no agronegócio brasileiro e que elabora as conjunturas do agronegócio utilizadas neste estudo, e que contribui, de forma proeminente para o abastecimento regular de alimentos da população brasileira é a CONAB – Companhia Nacional de Abastecimento. Tais órgãos foram os fomentadores dos dados analisados na pesquisa.

De posse dos custos produtivos da produção leiteira, é possível entender como o controle gerencial relacionado a custos, interfere nos preços pagos ao produtor pelo leite *in natura*. Autores como Martins e Rocha (2010), Frezatti e Rocha (2009) e Bruni e Famá (2008) tratam o controle gerencial envolvendo a gestão de custos e formação de preços. Esta análise busca evidenciar se existe ou não impacto destes fatores produtivos na formação do preço e se, caso exista, é relevante ou não, para justificar as oscilações dos preços pagos ao produtor de leite.

Reis, Medeiros e Monteiro (2011) afirmam que para melhor entender os resultados econômico-financeiros relacionados a custos da produção de leite no Brasil faz necessário compreender como é feita a avaliação dos sistemas produtivos por meio da Gestão Estratégica de Custos. Ao analisar as variações dos preços dos fatores da dieta animal, soja e milho, faz-se a análise da cadeia de valor da produção leiteira. O conhecimento da cadeia de valor é relevante para realizar análises com os custos e receitas na atividade pecuária. Segundo Rocha e Borinelli (2007) estabelecem as três etapas para sua realização: (1) identificar a cadeia de valor da empresa e os custos, receitas e ativos das atividades; (2) analisar os determinantes de

custos de cada atividade; (3) controlar os determinantes de custos melhor do que os concorrentes ou reconfigurar a cadeia de valor.

A partir disso, este estudo busca analisar tais fatores determinantes nos custos de produção leiteira e entender se as variáveis relacionadas influenciam o preço pago ao produtor de leite.

Nos principais periódicos CAPES/QUALIS (A1, A2, B1 e B2) dos últimos cinco anos, não foram encontrados trabalhos que evidenciam a relação dos componentes de custos com o preço pago pelo *leite in natura*, sendo esta a maior contribuição deste trabalho.

### **3. Metodologia**

A pesquisa, quanto aos objetivos, foi classificada como descritiva, pois segundo Cervo e Bervian (1996, p. 46) “procura descobrir, com a previsão possível, a frequência com que um fenômeno ocorre, sua relação e conexão com os outros, sua natureza e características, correlacionando fatos ou fenômenos sem manipulá-los”. Quanto a abordagem, a pesquisa foi classificada como quantitativa, pois segundo Beuren (2008, p. 92) “a abordagem quantitativa caracteriza-se pelo emprego de instrumentos estatísticos, tanto na coleta quanto no tratamento dos dados”.

A coleta dos dados secundários ocorreu nas bases de dados no sitio da CONAB e da CEPEA/Esalq/USP. Foram coletados os preços pagos pela soja e pelo milho, assim como os preços pagos pelo leite *in natura*. O período coletado foi de janeiro de 2009 a dezembro de 2012, ou seja, dos últimos quatro anos. Foi definido este período de análise, devido à disponibilidade das informações. Foram respeitados os limites da pesquisa de período e fatores da dieta animal.

Para tratamento dos dados foram utilizados a estatística descritiva, para se ter um panorama geral dos dados coletados. Segundo Ayres *et al.*(2007) a estatística descritiva tem a função de sumarizar dados de uma população ou amostra que deverão ser ordenados e classificados de forma a proporcionar fácil entendimento.

De acordo com Freund (2006) as análises com estatística descritiva permitem relacionar ou resumir dados e permitir inferir qualquer coisa que vá além dos próprios dados. Mingoti e Glória (2005, p. 252) afirmam que

no que tange ao controle de processos via construção de gráficos, a extensão para o caso multivariado pode ser feita considerando-se testes estatísticos apropriados para testar vetores de médias, já que o gráfico de controle pode ser visto como um teste estatístico de hipóteses no qual a hipótese nula é a de que o processo está “sob

controle”, isto é, as características de qualidade avaliadas estão com suas médias e estruturas de variabilidades controladas de acordo com os parâmetros especificados para o processo, enquanto que a hipótese alternativa é a de que o processo está fora de controle em relação a alguns desses parâmetros.

Após esta análise geral dos dados foi realizado um teste de normalidade para identificar se os dados são paramétricos ou não, a fim de definir qual tipo de técnica de correlação seria utilizada. Hayter e Tsui (1994) afirmam que os testes estatísticos paramétricos e não-paramétricos são necessários para classificação quanto distribuição normal ou não das variáveis nas populações. Eles propõem que intervalos de confiança sejam elaborados em separado de cada variável, respeitando a correlação existente entre as variáveis medidas.

A técnica de correlação foi utilizada para analisar o comportamento das variáveis, ou seja, quanto seus comportamentos se associam ao preço pago ao produtor de leite. Buscando dessa forma, medir a relação entre os fatores da dieta animal na produção de leite e as receitas obtidas pelos produtores brasileiros.

Ao realizar estas correlações, um coeficiente será gerado para cada associação analisada. A análise segundo Malhotra (2001) indica quão forte é a correlação entre as variáveis, ou seja, o quanto o comportamento de uma variável pode se associar ao comportamento de outra. Na Figura 1, observa-se as classificações de que podem assumir uma correlação, segundo Malhotra (2001).

Figura 1 - Coeficiente de correlação

<b>Coeficiente de Correlação</b>	<b>Correlação</b>
$r = 1$	Perfeita positiva
$0,8 \leq r < 1$	Forte positiva
$0,5 \leq r < 0,8$	Moderada positiva
$0,1 \leq r < 0,5$	Fraca positiva
$0 < r < 0,1$	Ínfima positiva
$0$	Nula
$-0,1 < r < 0$	Ínfima negativa
$-0,5 < r \leq -0,1$	Fraca negativa
$-0,8 < r \leq -0,5$	Moderada negativa
$-1 < r \leq -0,8$	Forte negativa
$r = -1$	Perfeita negativa

Fonte: MALHOTRA, 2001.

O coeficiente de correlação deve ser analisado da seguinte forma:

- Quando a correção é negativa significa que as variáveis são negativamente correlacionadas e quanto mais próximas de -1, mais correlação negativa uma tem com a outra;
- Quando a correlação é perfeita o coeficiente de relação é igual a 1;

- Quando a correlação é positiva significa que as variáveis são positivamente correlacionadas e quanto mais próximo de 1, mais forte é esta relação.

Segundo Ayres (2007, p. 85) "o coeficiente pode variar de  $-1$  a  $+1$ , e quanto mais próximos desses valores, mais forte a associação das variáveis em exame. O escore zero desse coeficiente indica ausência de correlação". Busca-se com tais métodos evidenciar se existe ou não relação entre tais variáveis, assim como o quanto cada uma pode estar associada ao preço do leite pago ao produtor.

De forma a evidenciar se uma variável pode ou não impactar em outra, será utilizado o método de regressão linear múltipla que, segundo Martins e Theóphilo (2009) é um modelo matemático que possui duas variáveis independentes, ou mais, capaz de explicar e prever o comportamento da variável dependente (Y). Segundo Ayres (2007) é um modelo que procura prever o valor de uma variável dependente (Y) a partir de duas ou mais variáveis independentes (X), pressupondo que elas assumam um modelo linear.

#### 4. Análise dos resultados

A partir da análise dos dados coletados no período definido como limitador da pesquisa foi possível observar que os dados foram apresentados para sete estados diferentes: Bahia, Goiás, Minas Gerais, São Paulo, Paraná, Santa Catarina e Rio Grande do Sul. Para cada estado observou-se poucas variações quanto ao preço médio pago pelo leite ao produtor, conforme Tabela 1. Vale ressaltar que a média é altamente influenciada pelos extremos da amostra, podendo ser 'carregada' para cima ou para baixo, conforme os dados extremos da amostra. Para reforçar, foi analisada também a mediana, que poderá ser mais apropriada quando os dados são assimétricos.

**Tabela 1.** Estatística Descritiva dos Preços do Leite *in natura* por Estados

<i>Estado</i>	<i>Mínimo</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>	<i>Máximo</i>	<i>Desvio Padrão</i>
<b>BA</b>	0,57	0,63	0,70	0,68	0,75	0,88	0,09
<b>GO</b>	0,57	0,69	0,77	0,77	0,88	0,95	0,11
<b>MG</b>	0,59	0,71	0,78	0,78	0,87	0,91	0,10
<b>PR</b>	0,58	0,69	0,76	0,77	0,84	0,89	0,09
<b>RS</b>	0,56	0,63	0,72	0,73	0,82	0,85	0,09
<b>SC</b>	0,58	0,69	0,75	0,76	0,83	0,88	0,09
<b>SP</b>	0,62	0,74	0,80	0,80	0,89	0,94	0,10

Fonte: Elaborado pelos autores.

Os resultados da mediana apresentada na Tabela 1 fornecem indícios que o estado da Bahia possui o menor valor de mediana, ou seja, em torno de 50% dos preços pagos ao

produtor são de, no máximo, R\$ 0,68. Analisando ainda este estado, percebe-se que 75% dos preços pagos, dado constante na coluna “3º Quartil”, são de no máximo R\$ 0,75 por litro de leite *in natura*, ou seja, somente 25% dos preços coletados na Bahia, são iguais ou superiores a maior parte dos dados coletados nos demais estados. Cruzando este dado com a mediana (que é o dado central da amostra) dos demais estados, percebe-se que, com exceção do Rio Grande do Sul, todos os demais estados pagam um preço melhor pelo leite do que a Bahia. Apesar de Minas Gerais ser o maior produtor de leite do Brasil, o preço pago neste estado que é de R\$ 0,78, em média, é inferior ao estado de São Paulo, que é R\$ 0,80.

O desvio padrão da amostra foi considerado alto, pois em alguns estados, como Goiás, chega a 14% do valor médio pago pelo leite. Isso mostra que os dados possuem uma variação relevante entre eles. No estado de Minas Gerais, este desvio foi de 13%.

O maior valor já pago pelo preço do leite aos produtores foi constatado no estado de Goiás também, com R\$ 0,95, seguidos de São Paulo, com R\$ 0,94 e de Minas Gerais com R\$ 0,91. Nota-se que nos estados com maiores valores já pagos, foram encontrados os maiores desvios padrões, o que confirma uma alta oscilação entre os preços pagos ao produtor de leite no período dos anos de 2009 a 2012.

Apesar da menor média de preço pago ao produtor de leite ser na Bahia, o menor preço já pago pelo leite *in natura* nos períodos de 2009 a 2012 foi no Rio Grande do Sul, R\$ 0,56, seguido dos estados de Goiás e Bahia, com R\$ 0,57 por litro de leite. É relevante observar que desvio padrão no preço pago pelo leite *in natura* no estado de Goiás é elevado, visto que o referido estado já pagou, ao longo dos últimos quatro anos, o maior e um dos menores preços ao produtor de leite. Isso configura o cenário de oscilações de preços pagos ao produtor pelo leite *in natura*.

Dentre todos os valores constantes na Tabela 1, todos os valores calculados para Minas Gerais foram menores que São Paulo, um dos motivos por ser, dentre outros, a política fiscal destes estados. Porém, nesta pesquisa, não foram evidenciados indícios que comprovem tal hipótese, uma vez não ser este o objetivo deste estudo.

**Tabela 2.** Estatística Descritiva dos Preços do Leite *in natura* por Anos

<i>Ano</i>	<i>Mínimo</i>	<i>1º Quartil</i>	<i>Média</i>	<i>Mediana</i>	<i>3º Quartil</i>	<i>Máximo</i>	<i>Desvio Padrão</i>
<b>2009</b>	0,56	0,60	0,66	0,64	0,71	0,82	0,07
<b>2010</b>	0,56	0,65	0,70	0,70	0,75	0,82	0,07
<b>2011</b>	0,63	0,75	0,81	0,82	0,87	0,94	0,07
<b>2012</b>	0,74	0,83	0,85	0,86	0,88	0,95	0,04

Fonte: Elaborado pelos autores.

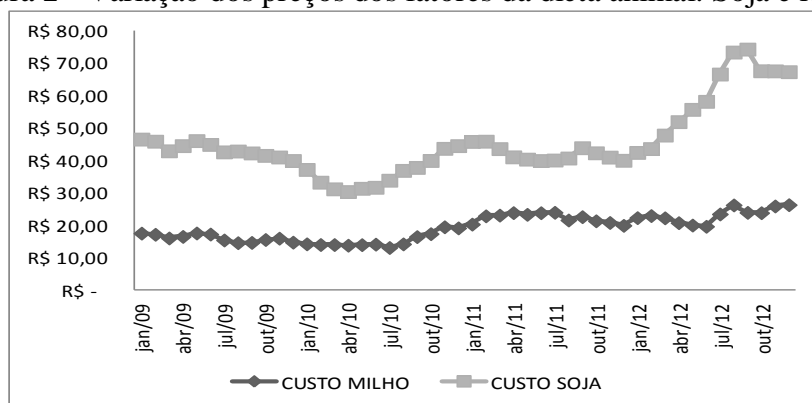


Ao se analisar os dados por anos, conforme Tabela 2, sem a divisão por estados, nota-se uma influência nos preços médios pagos, pelos extremos da amostra, considerando que nesta análise eles variam em até 28,79% de 2009 a 2012. A mediana também acompanha esta variação da média, o que mostra na análise por anos, desconsiderando o fator ‘por estados’, segundo Tavares (2011) que os dados se tornam simétricos, o que acontece quando média e mediana são iguais ou praticamente iguais.

Nota-se ainda que o maior valor pago foi em 2012 e o menor em 2009, o que demonstra qual tal variação de preço pode ser um efeito inflacionário ao longo dos anos. Ao analisar o desvio padrão por anos, constatou-se que os valores foram menores do que na análise por estados, o que denota que não há tanta discrepância entre os dados quando se analisa a variação anual e não por estados. A partir deste dado é possível observar que os estados seguem um mesmo comportamento de pagamento pelo valor do leite, pois as variações de desvio padrão se mantiveram estável nos anos de 2009, 2010, 2011 e caindo quase pela metade em 2012. Isso mostra que em 2012 os dados mostraram menos oscilações nos preços pagos ao produtor de leite.

Em relação aos dados coletados sobre os custos de produção, elegeram-se como mais relevantes, aqueles que compõem a dieta animal: os insumos de milho e soja (unidade de 60 kg). Na Figura 02, apresenta-se a variação dos preços destes insumos no período de 2009 a 2012.

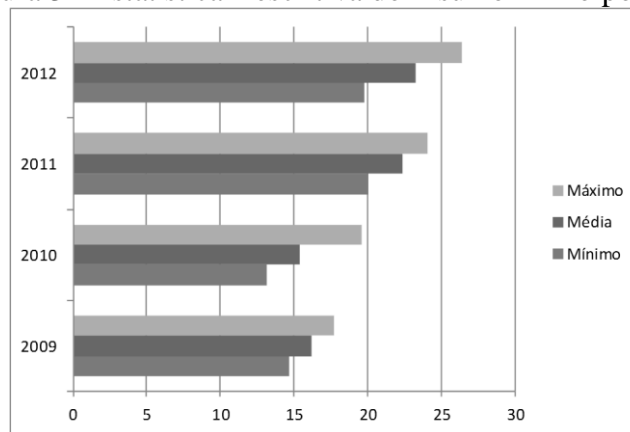
Figura 2 - Variação dos preços dos fatores da dieta animal: Soja e Milho



Fonte: Elaborado pelos autores.

Para análise dos produtos milho e soja, foram identificados os valores: mínimos e máximos, assim como a média para cada produto, conforme Figuras 3 e 4.

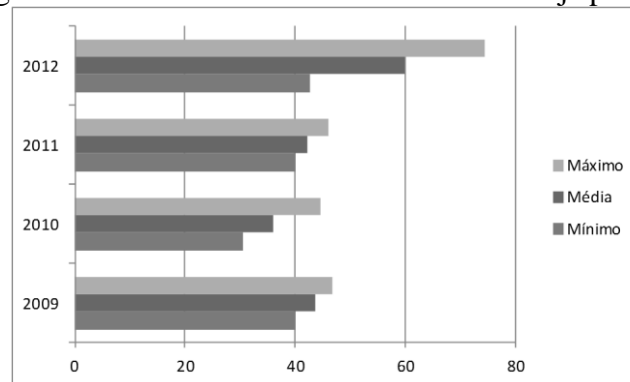
Figura 3 - Estatística Descritiva do Insumo Milho por ano



Fonte: Elaborado pelos autores.

É possível notar na Figura 3, uma queda no preço médio pago pelo milho no ano de 2010 em relação ao ano de 2009, já nos anos seguintes houve um crescimento do valor médio para R\$ 22,80. Nota-se também que não houve uma alteração significativa no preço médio pago pelo milho de 2011 para 2012. O valor máximo pago pelo milho, apenas, é que apresentou uma pequena alteração de 2011 para 2012. Essa alteração pode ser em decorrência das variações dos preços pagos ao longo dos meses durante os anos pesquisados.

Figura 4 - Estatística Descritiva do Insumo Soja por ano



Fonte: Elaborado pelos autores.

Para o produto soja, conforme Figura 4, a média dos valores teve uma tendência de crescimento somente no ano de 2012. Assim como o insumo milho houve uma queda no valor médio pago de 2009 para 2010. Nota-se que, como a média é altamente influenciada pelos extremos, que a média do valor pago em 2012 foi o maior de todos, devido ao valor máximo pago por este insumo ao longo dos meses de 2012 ter chegado a quase R\$80,00/saca de 60 kg.

Quando é analisada a média de preços pagos pelo preço do leite no mesmo período, este cenário de custos assemelha-se com o produto milho, considerando o período analisado,

entretanto, quando se analisa o produto soja, percebe-se que a queda do produto no ano de 2010 não impactou na redução do preço oferecido aos produtores.

Para reforçar a interpretação das variáveis, foi proposto um teste de correlação. A fim de definir qual método de correlação linear é mais adequado, foi testado a normalidade dos dados, por meio do método de Kolmogorov-Smirnov. Este teste observa, segundo Estatcamp [entre 1997 e 2011] a máxima diferença absoluta entre a função de distribuição acumulada assumida para os dados, no caso a Normal, e a função de distribuição empírica dos dados e, como critério, compara-se esta diferença com um valor crítico, para um dado nível de significância.

Considerando isso, o teste de normalidade da amostra será analisado com um nível nominal de significância de 1%, conforme Tabela 3, tendo como a hipótese nula ( $H_0$ ): Os dados seguem uma distribuição normal, ou seja, considerando um *p-value* acima de 0,01 para os preços pagos pelo leite.

**Tabela 3.** Teste de Normalidade dos preços pagos pelo leite por estados

	BA	GO	MG	SP	PR	SC	RS
<b>Estatística: Kolmogorov-Smirnov</b>	0,1216	0,1304	0,1392	0,1656	0,1640	0,1340	0,1671
<b><i>p-valor</i></b>	0,0732	0,0400	0,0207	0,0021	0,0024	0,0309	0,0018

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir do teste de normalidade realizado nota-se que para os estados da Bahia, Goiás, Minas Gerais e Santa Catarina, os dados seguem uma distribuição normal, porém para os demais estados não. A Tabela 4 mostra a distribuição de normalidade para os insumos pesquisados.

**Tabela 4.** Teste de Normalidade dos preços pagos pelos insumos Milho e Soja

	Milho	Soja
<b>Estatística: Kolmogorov-Smirnov</b>	0,1179	0,2454
<b><i>p-valor</i></b>	0,0929	9,63E-08

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para um nível de significância de 1%, os dados do insumo milho seguem uma distribuição normal, porém os da soja não. Sendo assim, será utilizada a correlação de Pearson para os dados que apresentaram normalidade, no caso os correlacionados com o milho e a correlação de Spearman para os que não apresentam uma distribuição normal, no caso os correlacionados com a soja.

Todos os dados correlacionados com o insumo soja, serão realizados pela correlação de Spearman, pelo fato deste insumo não possuir distribuição normal. Já os dados do insumo milho serão correlacionados pela correlação de Pearson somente para os estados da Bahia,

Goiás, Minas Gerais e Santa Catarina, por serem os únicos que possuem distribuição normal. Os demais serão correlacionados pela correlação de Spearman. A Tabela 5 apresenta a correlação feita para todos os estados, considerando o período do ano de 2009 a 2012.

**Tabela 5 - Correlação dos Preços do Leite por Estado X Insumo Milho**

Estados	Correlação Pearson				Correlação Spearman		
	BA	GO	MG	SC	SP	PR	RS
(R)	0,7157	0,7314	0,682	0,7155	0,715	0,7146	0,6709
<i>p-valor</i>	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001	< 0.0001

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da análise do *p-valor*, com um nível de significância de 1%, é possível rejeitar a hipótese nula da correlação que diz que não há associação entre os dados (AYRES, 2007). Portanto, é possível afirmar que os dados de preço do leite e do milho são correlatos.

Dessa forma, é possível observar segundo Ayres (2007) e Malhotra (2001) que o preço do insumo milho possui uma moderada e positiva correlação para todos os estados na divisão. Constata-se que nestes estados, a variação do preço do milho, ao longo dos últimos quatro anos, segue o mesmo comportamento dos preços do leite *in natura* nos estados pesquisados.

**Tabela 6. Correlação dos Preços do Leite por Estado X Insumo Soja**

Estados	Correlação Spearman						
	BA	GO	MG	SC	SP	PR	RS
(R)	0,3837	0,3672	0,3434	0,2646	0,3300	0,2750	0,4584
<i>p-valor</i>	0,0071	0,0102	0,0168	0,0690	0,0219	0,0584	0,0010

Fonte: Elaborado pelos autores.

Analisando novamente o *p-valor* da correlação, com um nível nominal de significância de 1%, é possível, a partir dos dados apresentados na Tabela 6, aceitar a hipótese nula que diz que não há associação entre os dados para o preço da soja, em relação ao preço do leite *in natura* para os estados de Goiás, Minas Gerais, Santa Catarina, São Paulo e Paraná. Para os estados da Bahia e Rio Grande do Sul, rejeita-se a hipótese nula e aceita-se a hipótese alternativa que diz que há associação entre as variáveis.

Para o coeficiente de correlação do insumo soja em relação aos preços do leite pagos aos produtores nos estados de Goiás, Minas Gerais, Santa Catarina, São Paulo e Paraná, infere-se que a correlação é fraca e positiva segundo Malhotra (2001), ou seja, fato apenas da amostra pesquisada, não podendo ser extrapolada para a população, pois, estatisticamente, o preço do leite não possui o mesmo comportamento da cotação do insumo soja. Apesar dos estados da Bahia e do Rio Grande do Sul apresentarem correlação, devido ao *p-valor*, a sua correlação é considerada fraca e positiva segundo Malhotra (2001), considerando que o

coeficiente de correlação não chega a 0,5. Sendo assim, não é possível afirmar, estatisticamente, que exista uma associação entre o comportamento do preço pago pelo leite *in natura* ao relação ao preço pago pelo insumo soja.

A fim de triangular os dados de forma a obter maior robustez na análise dos dados, foi realizada a regressão linear múltipla, tendo como variáveis independentes, o preço da soja e do milho e como variável dependente o preço do leite para cada estado, separadamente. Desta forma, foram realizados sete modelos de regressão linear múltipla, um para cada estado.

Para o modelo de regressão, a hipótese nula proposta é que não há a relação de dependência entre as variáveis, ou seja, o preço do leite não varia em decorrência da variação do preço do milho e da soja.

**Tabela 7.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite na Bahia X Preços do Milho e da Soja

Estados	BA	GO	MG	SC	SP	PR	RS
<i>p</i> -valor de F (regressão)	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001	< 0,0001

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da regressão realizada, conforme Tabela 7, com um nível nominal de significância de 1%, é possível afirmar que deve se rejeitar a hipótese nula do modelo para todos os estados, pois o *p*-valor de F (regressão) deste modelo foi abaixo de 0,01, o que significa que, pelo menos uma das variáveis – preço do milho e/ou da soja – influencia o preço do leite *in natura* pagos em todos os estados pesquisados. A partir desta análise, evidenciou-se, individualmente, um modelo de regressão contemplando as variáveis de soja e milho para cada estado, a fim de se descobrir quais variáveis, dentre as pesquisadas, é capaz de influenciar a variação do preço do leite pago ao produtor. Para tais modelos têm-se como hipótese nula que a variável pesquisada não influencia no modelo de regressão. Têm-se, também, que o  $R^2$  mede a porcentagem da variação de Y que é explicada pelo modelo segundo Martins e Theóphilo (2009).

**Tabela 8.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite na Bahia X Preços do Milho e da Soja

	Valor do coeficiente	<i>p</i> -valor	Hipótese
$R^2$ ajustado	-	0,6081	-
Coefficiente b1 (Milho)	0,0092	0,0017	Rejeita-se $H_0$
Coefficiente b2 (Soja)	0,0038	0,0006	Rejeita-se $H_0$

Fonte: Elaborado pelos autores.

Dentre os coeficientes de regressão b1 (milho) e b2 (soja), conforme Tabela 8, é possível afirmar que ambos possuem *p*-valor abaixo de 0,01, o que significa que aceita-se a hipótese alternativa que diz que tais variáveis têm influência no preço pago pelo leite. Para este modelo, o  $R^2=0,6081$ , o que significa dizer que 60,81% da variação dos dados pode ser

explicada por este modelo, considerando que acima de 0,6 o modelo é considerado significativo.

**Tabela 9.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em Goiás X Preços do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,5155	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0219	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	-0,0005	0,7440	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da regressão realizada para o estado de Goiás, conforme Tabela 9, é possível afirmar que o preço do milho possui *p-valor* abaixo de 0,01 e aceita-se a hipótese alternativa que diz que a variável milho tem influência no preço pago pelo leite. Já o *p-valor* do coeficiente soja foi 0,7440, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para o estado de Goiás. O coeficiente *R<sup>2</sup>* para este modelo foi de 0,5155, o que significa dizer que 51,55% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo.

**Tabela 10.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em Minas Gerais X Preço do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,4425	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0172	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	-0,0002	0,9098	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

Novamente, ao analisar o *p-valor*, conforme Tabela 10, é possível afirmar que o preço do milho tem influência no preço pago pelo leite. Já o *p-valor* do coeficiente soja foi 0,9098, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para o estado de Minas Gerais. O coeficiente *R<sup>2</sup>* para este modelo foi de 0,4425, o que significa dizer que apenas 44,25% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo.

**Tabela 11.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em São Paulo X Preço do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,5235	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0202	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	-0,0007	0,5629	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

Para o estado de São Paulo, ao analisar o *p-valor*, conforme Tabela 11, é possível afirmar que, novamente, o preço do milho tem influência no preço pago pelo leite. Já o *p-valor* do coeficiente soja foi 0,5629, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para este estado. O coeficiente *R<sup>2</sup>* para este modelo foi de

0,5235, o que significa dizer que apenas 52,35% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo.

**Tabela 12.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em Paraná X Preço do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,4835	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0187	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	-0,0011	0,4018	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme Tabela 12, ao analisar o *p-valor*, desta vez para o estado do Paraná, é possível afirmar que, novamente, o preço do milho tem influência no preço pago pelo leite, devido ao *p-valor* abaixo de 0,01. Já o *p-valor* do coeficiente soja foi 0,4018, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para o estado do Paraná. O coeficiente *R<sup>2</sup>* para este modelo foi de 0,4835, o que significa dizer que apenas 48,35% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo.

**Tabela 13.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em Santa Catarina X Preço do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,5145	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0196	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	-0,0017	0,1399	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da análise da Tabela 13, para o estado de Santa Catarina, o coeficiente *R<sup>2</sup>* para este modelo foi de 0,5145, o que significa dizer que apenas 51,45% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo. Dentre os coeficientes de regressão milho e soja, é possível afirmar que, novamente, o preço do milho tem influência no preço pago pelo leite, devido ao *p-valor* abaixo de 0,01, em contrapartida, mais uma vez, o *p-valor* do coeficiente soja foi 0,1399, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para o estado de Santa Catarina.

**Tabela 14.** Regressão Linear Múltipla - Preço do Leite em Rio Grande do Sul X Preço do Milho e da Soja

	<i>Valor do coeficiente</i>	<i>p-valor</i>	<i>Hipótese</i>
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	-	0,5144	-
<b>Coefficiente b1 (Milho)</b>	0,0169	< 0,0001	Rejeita-se H <sub>0</sub>
<b>Coefficiente b2 (Soja)</b>	0,0002	0,8385	Aceita-se H <sub>0</sub>

Fonte: Elaborado pelos autores.

Por fim, analisando a Tabela 14, para o estado do Rio Grande do Sul, é possível afirmar que, mais uma vez, o preço do milho tem influência no preço pago pelo leite, devido

ao *p-valor* abaixo de 0,01, em contrapartida, o *p-valor* do coeficiente soja foi acima de 0,01, ou seja, 0,8385, o que significa que tal variável não tem influência no preço do leite pago ao produtor para o estado do Rio Grande do Sul. O coeficiente  $R^2$  para este modelo foi de 0,5144, o que significa dizer que apenas 51,44% da variação dos dados pode ser explicada por este modelo.

A análise de regressão múltipla realizada pode mostrar, individualmente para cada estado federativo pesquisado, as variáveis que influenciariam ou não, de acordo com um modelo matemático de regressão linear múltipla, o preço do leite *in natura* pago ao consumidor. Foi possível ter uma visão geral dos resultados, de forma a triangular os dados e validar os achados da pesquisa.

## 5. Conclusão

Este estudo objetivou discutir parâmetros de custos de insumos de produção do leite e correlacionar com o preço do produto pago aos pecuaristas. Tal estudo justifica-se pela importância em correlacionar as cotações de preços do leite aos dois fatores mais relevantes da dieta animal, que são a soja e o milho. Foram utilizadas técnicas de estatísticas descritivas, correlação entre variáveis e análise de regressão linear múltipla.

Foi constatado no período em que as médias de cotações do leite tiveram aumento, o insumo milho também teve o mesmo comportamento. No insumo soja esta similaridade de comportamento não ocorreu.

Quando realizado a correlação entre os insumos e o valor leite pago aos pecuaristas, constatou-se que o insumo milho possui correlação mais forte que a soja. Dessa forma, há indícios que o comportamento do preço do milho ao longo dos anos, é moderadamente correlato ao comportamento do preço do leite *in natura* pago ao produtor. Considerando, que o *p-valor* da correlação entre o preço do milho e o preço do leite para todos os estados foi abaixo de 0,01, é possível afirmar que os dados são correlatos e podem ser extrapolados para a população, ou seja, o resultado encontrado na amostra não é um fenômeno ao acaso. Já para o insumo soja, com exceção dos estados da Bahia e do Rio Grande do Sul, todos os demais *p-valores* foram acima de 0,01, ou seja, os comportamentos dos preços não estão associados aos preços do leite, não podendo então, ser extrapolados para a população. Somente os estados da Bahia e do Rio Grande do Sul, o *p-valor* foi abaixo de 0,01, confirmando que os dados possuem correlação.

Em relação à análise de regressão linear múltipla, pode ser evidenciado, que em todos os modelos propostos, foi confirmado pelo *p-valor* que os dados estavam associados, ou seja,



que pelo menos uma das variáveis do modelo influenciavam o preço do leite pago ao produtor. Em relação à capacidade preditiva do modelo, todos os modelos possuíam, em média, de 40 a 60% da variação dos dados explicadas pelo modelo proposto, com exceção do estado da Bahia, que foi acima de 60%. Com relação à influência de cada variável no modelo, com exceção da Bahia, novamente, todos os demais modelos propostos, evidenciaram que o insumo milho influencia o preço do leite *in natura* pago ao produtor em todos os demais Estados e o insumo soja não. No caso da Bahia, a pesquisa mostrou que os dois insumos, milho e soja, influenciam o preço pago ao produtor de leite. A análise de regressão corrobora então, a análise de correlação, evidenciando que o insumo milho influencia de forma relevante o preço pago ao produtor de leite nos sete estados pesquisados.

Portanto, a maior contribuição deste trabalho é evidenciar que pelo menos, um dos fatores da dieta animal tem grande relevância no preço pago aos produtores de leite, de forma que, se tal insumo sofrer alterações no preço existe indícios que o preço do leite *in natura* sofrerá aumento também e, com isso, o preço ao consumidor final também aumentará.

A maior limitação desta pesquisa foi a captação dos dados. Considerando que foram utilizados dados secundários, o grande problema encontrado é que as bases da CONAB e CEPEA, não estão totalmente completas em alguns anos, motivo pelo qual, foi delimitado tal período de pesquisa. Como sugestões de pesquisas futuras, pode ser replicado tal estudo em outros estados brasileiros, como também, a inserção de novas variáveis, além das já pesquisadas.

## Referências

AYRES, M. et al. *Manual BioEstat 5.0*. 2007.

BEUREN, I. M. (Org.). *Como elaborar trabalhos monográficos em Contabilidade: teoria e prática*. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2008. 195 p.

BÁNKUTI, Ferenc I.; SOUZA FILHO, Hildo M.; BÁNKUTI, Sandra M. S. Mensuração e análise de custos de transação arcados por produtores de leite nos mercados formal e informal da região de São Carlos, SP. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, Lavras, v.10, n.3, p. 343-358, 2008.

BRAGAGNOLO, C. et al. Elasticidades de substituição e de preços na produção de leite. *Revista de Política Agrícola*, v. 20, n. 2, p. 119-130, 2011.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA ESALQ/USP. *Custos de Produção do Leite*. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?page=672>>. Acesso em: 22 abr. 2013.

CERVO, A. L.; BERVIAN, P. A. *Metodologia científica*. 4ª ed. São Paulo: Makron Books, 1996.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. *Conjunturas mensais*. Disponível em: <[http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=526&ordem=produto&Pagina\\_objcmsconteudos=22#A\\_objcmsconteudos](http://www.conab.gov.br/conteudos.php?a=526&ordem=produto&Pagina_objcmsconteudos=22#A_objcmsconteudos)>. Acesso em: 18 abr. 2013.

DIEESE. *Estatísticas do meio rural*. São Paulo: DIEESE, 2006.

ESTATCAMP. *Action*. Versão 2.5. São Carlos: Estacamp, [entre 1997 e 2011]. Disponível em: <<http://www.portalaction.com.br/content/download-action>>. Acesso em: 25 mar. 2013.

FREZATTI, F.; ROCHA, W. *Controle gerencial: uma abordagem da contabilidade gerencial no contexto econômico, comportamental e sociológico*. Atlas, 2009.

FREUND, J. E. *Estatística Aplicada Economicamente*. Bookman, 2006.

HAYTER, A. J.; TSUI, K-L. Identification and quantification in multivariate quality control problems. *Journal of Quality Technology*, v. 26, n. 3, p. 197-208, 1994.

HOFFMANN, R. et al. *Administração da empresa rural*. São Paulo: Pioneira, 1987. 325p.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Produção de leite no período de 01.01 a 31.12 segundo as Grandes Regiões e Unidades da Federação - 2011*. Disponível em: <[ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao\\_Pecuaria/Producao\\_da\\_Pecuaria\\_Municipal/2011/tabelas\\_pdf/tab06.pdf](ftp://ftp.ibge.gov.br/Producao_Pecuaria/Producao_da_Pecuaria_Municipal/2011/tabelas_pdf/tab06.pdf)>. Acesso em: 27 abr. 2013.

MALHOTRA, K. N. *Pesquisa de Marketing*. Porto Alegre: Bookman, 2001.

MARTINS, G. de A.; THEÓPHILO, C. R. *Metodologia da investigação científica para Ciências Sociais Aplicadas*. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2009.

MARTINS, E.; ROCHA, W. *Contabilidade de custos: livro de exercícios*. São Paulo: Atlas, 2010.

MINGOTI, S. A.; GLÓRIA, F. A. A. Comparando os métodos paramétrico e não-paramétrico na determinação do valor crítico do teste estatístico de médias proposto por Hayter e Tsui. *Produção*, v. 15, n. 2, p. 251-262, 2005.

PESQUISA DA EPAMIG CONSOLIDAM SISTEMA DE PRODUÇÃO EFICIENTE DE LEITE. *Agência Minas*, Belo Horizonte, 08 mai. 2012. Disponível em: <<http://www.agenciaminas.mg.gov.br/noticias/pesquisas-da-epamig-consolidam-sistema-de-producao-eficiente-de-leite/>>. Acesso em: 27 abr. 2013.

REIS, R. P.; MEDEIROS, A. L.; MONTEIRO, L. A. Custos de produção da atividade leiteira na região sul de Minas Gerais. *Organizações Rurais & Agroindustriais*, v. 3, n. 2, 2011.

ROCHA, W.; BORINELLI, M. L. Análise estratégica de cadeia de valor: um estudo exploratório do segmento indústria-varejo. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, v. 4, n. 7, p. 145-165, 2007.

TAVARES, M. *Estatística Aplicada à Administração*. Florianópolis: Departamento de Ciências da Administração/UFSC, 2007.